

## Estimation de la loi d'Okun avec le modèle ARDL

## Estimation of Okun's law with the ARDL model

**Othmane Lamzihri, (PhD Student)**

*Laboratory of economic analysis and modeling - LEAM  
Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales Souissi  
Université Mohammed V de Rabat, Maroc*

**Mohamed El Kamli, (Enseignant chercheur)**

*Laboratory of economic analysis and modeling - LEAM  
Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales Souissi  
Université Mohammed V de Rabat, Maroc*

<b>Adresse de correspondance :</b>	Faculté des sciences Juridiques, économiques et sociales Avenue Mohamed Ben Abdallah Ragraoui Al Irfane Université Mohamed V - Souissi Maroc (Rabat) 0537671755 Othmane.lamzihri@um5s.net.ma
<b>Déclaration de divulgation :</b>	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.
<b>Conflit d'intérêts :</b>	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
<b>Citer cet article</b>	Lamzihri, O., & El Kamli, M. (2021). Estimation de la loi d'Okun avec le modèle ARDL. International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics, 2(5), 680-693. <a href="https://doi.org/10.5281/zenodo.5539980">https://doi.org/10.5281/zenodo.5539980</a>
<b>Licence</b>	<b>Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND</b>

**DOI: 10.5281/zenodo.5539980**

**Received:** August 08, 2021

**Published online:** September 30, 2021

## Estimation de la loi d'Okun avec le modèle ARDL

### Résumé

Cet article propose des estimations de vérification de la loi d'Okun pour les pays développés et les pays en voie de développement, à savoir : la France, l'Italie, l'Espagne, le Maroc, la Tunisie, l'Égypte et l'Afrique du Sud, sur une échéance de 1991-2020 pour les deux variables : « Taux de croissance » et « Taux de chômage ».

Nous avons abordé une démarche économétrique d'un modèle de régression simple, passant par la stationnarité, cointégration et robustesse du modèle.

En effet, l'existence d'une relation linéaire par le modèle ARDL est vérifiée pour tous les pays sauf pour l'Italie qui suit un NARDL, ainsi que la relation d'Okun est acceptée.

Les résultats empiriques révèlent l'existence de la loi d'Okun dans tous ces économies. Nous avons conclu qu'il y a un impact négatif et significatif de l'écart du PIB réel sur le taux de chômage à la fois à court et à long terme, avec une augmentation de 1% du PIB réel réduit le taux de chômage de 0.11% au Maroc, 0.01% en Tunisie, 0.53% en Égypte, 0.74% pour la France et 0.24% en Espagne.

**Mots clés :** Chômage, Croissance économique, Pays développés, Pays en développement, Loi Okun, ARDL, NARDL.

**Classification JEL:** C51

**Type de l'article :** Recherche appliquée

### Abstract

This paper proposes Okun's Law verification estimates for developed and developing countries, namely: France, Italy, Spain, Morocco, Tunisia, Egypt and South Africa, over a 1991-2020 time frame for the two variables: "Growth rate" and "Unemployment rate".

We applied an econometric approach of a simple regression model, passing by the stationarity, cointegration and robustness of the model.

Indeed, the existence of a linear relationship by the ARDL model is verified for all countries except for Italy, which follows a NARDL, as well as the Okun relationship is accepted.

The empirical results reveal the existence of Okun's law in all these economies.

We conclude that there is a negative and significant impact of the real GDP gap on the unemployment rate both in the short and long run, with a 1% increase in real GDP reduces the unemployment rate by 0.11% in Morocco, 0.01% in Tunisia, 0.53% in Egypt, 0.74% for France and 0.24% in Spain.

**Keywords:** Unemployment, Economic growth, Developed countries, Developing countries, Okun's law, ARDL, NARDL.

**JEL Classification :** C51

**Paper type:** Empirical research

## 1. Introduction :

La variation du taux de croissance économique, selon l'approche de base, conduit à une baisse du taux de chômage dans des proportions variables, généralement expliquée par la nature de la croissance économique réalisée. En outre, un taux de chômage élevé peut affecter la croissance économique d'une manière déterminée par la nature et la source du chômage. L'interaction entre les taux de croissance et les taux de chômage est le facteur essentiel pour comprendre comment le chômage est affecté, car les politiques économiques sont généralement élaborées pour augmenter le taux de croissance et non pour réduire le taux de chômage, qui sont considérés comme des variables externes dans la plupart des modèles économiques standards.

Pour comprendre l'impact du chômage, on analyse de la nature de la relation entre le chômage et les autres variables économiques, telles que la croissance, l'investissement, le taux de salaire et l'inflation. Comme les facteurs ci-dessus se combinent, s'autocorrèlent et sont tous liés à des changements dans la structure économique, l'analyse du changement est basée principalement sur le lien entre le chômage et l'évolution de la capacité de l'économie à changer. Par conséquent, les politiques économiques qui soutiennent la croissance sont les mêmes que celles visant à éliminer le chômage.

Cependant, l'analyse économique utilisant l'approche standard montre que la relation entre le chômage et la croissance varie en fonction de plusieurs facteurs qui peuvent être considérés comme des facteurs spécifiques à certaines économies. Par conséquent, il n'apparaît aucun lien entre la croissance et le chômage si l'on adopte l'analyse standard de chaque économie. On peut également conclure que la perception selon laquelle les politiques économiques soutenant la croissance ne sont pas les mêmes pour éliminer le chômage. En revanche, le problème de recherche réside dans la question suivante : Quel est l'effet des changements dans les taux de croissance économique sur le taux de chômage au cours de la période 1991-2020 ?

L'une des raisons pour lesquelles nous avons choisi ce sujet est l'absence d'études dans les pays arabes en général et au Maroc en particulier. Par conséquent, cette recherche vise à combler les lacunes en utilisant le coefficient d'Okun pour étudier l'effet de l'augmentation des taux de croissance économique sur le taux de chômage dans les économies Marocaine, Tunisienne, Égyptienne, Française, Italienne et espagnole pendant période 1991-2020.

Le modèle de régression Autorégressive Distributed Lag est utilisé pour examiner l'effet de la croissance économique sur le taux de chômage durant la période 1991-2020. Les résultats empiriques révèlent l'existence de la loi d'Okun dans tous ses économies. Les coefficients estimés en utilisant la version Gap et ont conclu qu'il y a un impact négatif et significatif de l'écart du produit intérieur brut sur le taux de chômage.

L'objet de cet article est de chercher à déterminer à quel degré la croissance économique et le taux de chômage évoluent dans le temps. En effet, pour répondre à cet objectif, nous consacrons la première section à une phase théorique dédiée aux travaux extérieurs, la deuxième section pour présenter la méthodologie suivie et enfin dans la troisième section nous essayons de faire une analyse économétrique.

## 2. Revue de littérature :

Le fondement théorique de la relation étudiée par Okun repose sur le fait que l'augmentation de la main-d'œuvre doit produire plus de biens et de services. **Arthur Okun** (1962) a constaté que le taux de chômage diminuait les années où l'Output Gap était élevé, alors qu'il augmentait quand l'Output Gap diminue.

Sur une recherche exhaustive de revue de littérature empirique de la relation chômage et croissance économique, nous présenterons une conclusion des majeurs travaux de la validité et la non-validité de cette loi.

## 2.1. Validité de la loi d'Okun:

Aghion et Howitt (1992) ont analysé 20 pays de l'OCDE dans la période qui étale entre 1974-1989, Aghion et Howitt ont pu conclure avec l'analyse de la cointégration qu'il existe une relation inverse entre le taux de chômage et la croissance. Palley (1993) s'est concentré sur des facteurs tels que les écarts de taux de croissance sectoriels et le taux de la population active aux États-Unis, les résultats ont confirmé l'existence d'une relation d'asymétrie. Ainsi, Weber (1995) a considéré durant la période 1948-1988 pour l'économie américaine en trois périodes différentes :

- Les estimations du coefficient d'Okun sont obtenues en utilisant de nouvelles estimations du PIB potentiel et du taux de chômage.
- Les estimations empiriques du coefficient sont proches de -0,25, un peu plus faibles que d'autres estimations obtenues.
- Les résultats qui soutiennent le coefficient d'Okun ont été atteints.

En revanche, Moosa (1997) a examiné dans la période 1960-1995 une étude pour les pays du G-7, afin de comparer la réactivité du chômage à la croissance économique. Il a examiné à l'aide du modèle Harvey's structural time series model. Le coefficient d'Okun est estimé par OLS, rolling OLS et SUR. Ce dernier semble être le plus élevé pour Amérique du Nord et le plus bas pour le Japon, un résultat qui peut s'expliquer en termes des différences dans les rigidités du marché du travail. Attfield et Silverstone (1998) ont annoncé que la croissance économique et le chômage sont cointégrés. Pour l'estimation du modèle, ils ont utilisé le « Vector Equilibrium Correction Model ». Comme conclusion d'article, il s'est avéré que coefficient d'Okun pour l'économie américaine est de -2,25, pour Moosa (1999), il a étudié le coefficient d'Okun pour l'économie américaine par des données trimestrielles du premier T1-1947 au T2-1992. Les composantes cycliques du chômage et de la croissance potentielle sont extraites par lissage en utilisant le filtre de Kalman tel qu'il est appliqué au modèle de séries chronologiques structurelles de Harvey. L'estimation de l'indice d'Okun est d'environ -0,38.

Zonzilos (2000) a étudié la relation entre la croissance économique et le chômage pour la Grèce de 1965 à 1999. Les résultats montrent que si la croissance augmente de 1%, le chômage diminuera d'un coefficient de 0,28%. Ajoutant que Freeman (2001) a étudié lui aussi la loi d'Okun pour 8 états d'États-Unis. Il a utilisé les données trimestrielles de 1958-1998 et annuelles de 1977-1997, et il a constaté que le coefficient d'Okun est constant et prend environ deux valeurs entre les régions. De plus, Anton Muscatelli et Tirelli (2001) ont examiné la relation entre le chômage et la croissance pour les pays de l'OCDE, sur la période 1955-1990, en utilisant le modèle VAR structurel, ont trouvé une relation négative entre ces variables. De même, Virén (2001), dans son étude pour les pays de l'OCDE sur la période 1960-1997, a déterminé que le taux de croissance avait une incidence négative sur le chômage lorsque le taux de croissance économique potentielle était supérieur au taux de croissance moyen à long terme. Ainsi que, Garavito (2002) a trouvé une relation négative entre la croissance économique et le taux de chômage pour le Pérou, le coefficient a été estimé à environ -0,085.

Zagler (2003) a étudié la loi d'Okun à l'aide du MCEV, qui inclut respectivement la France, l'Allemagne, l'Italie et le Royaume-Uni. Il a ainsi constaté qu'il existe une cointégration entre la croissance économique et le chômage à long terme et qu'il existe une relation négative entre ces variables, ensuite, Semmler et Zhang (2005) affirment que la théorie selon laquelle l'augmentation de la croissance réduit le chômage est valable pour la plupart des pays. Pour Knotek (2007), il a étudié cette loi couvrant la période 1948-1960, les résultats valident l'asymétrie de la loi d'Okun. Ainsi il a testé encore une fois ce modèle sur les États-Unis pour la période 1948-2007 avec l'analyse de cointégration, les coefficients confirment la validité. Marinkov et Geldenhuys (2007) ont calculé le coefficient d'Okun pour l'Afrique du Sud sur la période 1970-2005. Les résultats indiquent que la loi d'Okun est valide. Également, ajoute Lin

(2008) qui a étudié la relation entre le chômage et la croissance économique en utilisant une approche de lissage des paramètres variables dans le temps dans leur étude de l'économie américaine. Selon leurs conclusions, le coefficient d'Okun pour les États-Unis était négatif et donc la loi d'Okun était valide.

Dritsaki et Dritsakis (2009) dans leur étude réalisée sur les périodes 1961-2002 ont trouvé le coefficient d'Okun est de -0,024 pour l'Italie et de -0,007 pour la Grèce. Cependant le coefficient italien représente le coefficient le plus élevé tandis que le coefficient grec représente le coefficient le plus faible. Dans la même année, Villaverde et Maza ont ajouté une analyse avec les données de panel pour l'Espagne sur dix-sept régions pour examiner le coefficient d'Okun en utilisant des données de 1980 à 2004 par an. Certes, les résultats montrent aussi qu'il existe une relation inverse entre le chômage et la croissance potentielle dans de nombreuses régions et à l'échelle du pays. Néanmoins, ils ont constaté que le coefficient d'Okun varie en fonction de la région. Tel que Andrei et al. (2009) ont testé la validité de la loi d'Okun pour la Roumanie. Ils ont montré l'existence d'une relation négative entre le chômage et la croissance. Parallèlement Ceylan et Şahin (2010) ont cherché à savoir si la relation d'Okun pour l'économie turque avec l'utilisation de données annuelles 1950 à 2007. Les résultats de l'étude montrent que l'économie turque est valable à long terme et que la relation est asymétrique. Quant à Lal et al. (2010) ont montré l'existence de relations à la fois à long terme et à court terme entre la croissance économique et le chômage au Bangladesh, en Chine, en Inde, au Pakistan et dans les économies sri-lankaises sur la période 1980-2006.

Même chose, Al-Habees et Abu Rumman (2012) ont étudié la relation entre la croissance et le chômage pour l'économie jordanienne et plusieurs pays arabes. Les résultats montrent qu'il y a une tendance fortement positive aux taux de croissance élevés. Sur le même rang Makun et Azu (2015) ont analysé la relation entre la croissance économique et le chômage pour l'économie fidjienne sur les années 1982-2012. L'analyse a permis d'identifier une relation à long terme entre la croissance économique et le chômage. De plus, Ruxandra (2015) a examiné la relation entre la croissance économique et le chômage pour la période postérieure à 2007. Il a été déterminé que la loi d'Okun est valable pour l'économie roumaine. Concernant, Lounama, dans son étude en 2019, il a proposé lui aussi une modélisation de la loi d'Okun pour l'économie congolaise. Sa démarche économétrique utilisée est un modèle de VECM. Les résultats ont montré que la croissance économique agit positivement sur le chômage à court terme.

## 2.2. La non-validité de la loi d'Okun

En premier lieu, Lee (2000) a effectué une analyse de 16 pays de l'OCDE. Alors que la loi d'Okun est statistiquement valable pour la plupart de ces pays. Cette analyse a permis de conclure qu'il n'existe pas une relation de cointégration entre le chômage et la croissance potentielle. C'est tout comme Harris et Silverstone (2001), ils ont analysé la relation entre le chômage et la croissance économique. Dans cette étude, sept pays de l'OCDE ont été examinés. Les preuves empiriques montrent qu'il n'y a pas de relation à long terme entre deux variables.

De même Apergis et Rezitis (2003) ont estimé le coefficient d'Okun pour certaines régions de Grèce sur la période 1960-1997, et les résultats révèlent que la relation d'Okun présente une variation structurelle en 1981. Après les années 1981, le chômage est moins sensible aux variations de la production dans toutes les régions. Par similarité Dimitris K. Christopoulos (2004) a examiné l'économie grecque à l'aide de l'analyse de la racine unitaire, de la cointégration et des données de panel. Selon les résultats empiriques, la loi d'Okun a été confirmée dans 6 des 13 régions examinées.

Par ailleurs Yilmaz (2005) a constaté qu'il n'y avait pas de relation causale bidirectionnelle entre la croissance économique et le chômage pour les années 1978-2004 dans l'étude de l'économie turque. Il est révélé qu'il existe une relation de causalité unidirectionnelle entre le chômage et la croissance. De plus Fouquau (2008) n'a pas pu identifier une relation linéaire

pour les vingt pays de l'OCDE pour la période 1970-2004. Tel que Kitov (2011) a étudié la relation entre l'emploi et le PIB potentiel sur les économies des États-Unis, de la France, du Royaume-Uni, de l'Australie, du Canada et de l'Espagne. À la suite de cette étude, il a constaté que les chiffres élevés du chômage sont affectés par de faibles taux de croissance. Semblablement, Kreishan (2011) a examiné la relation entre la croissance économique et le chômage pour l'économie jordanienne. Il a estimé le coefficient d'Okun pour la période 1970-2008. Il en ressort que la loi d'Okun n'est pas valable pour l'économie jordanienne. À l'avenant, Fatai et Bankole (2013) ont étudié la loi d'Okun pour l'économie nigérienne au cours de la période 1980-2008. Les résultats empiriques montrent que la loi d'Okun n'est pas valable pour cette économie.

Même, Akram, Hussein et Raza (2014) ont analysé si la loi d'Okun est valable pour l'économie pakistanaise pour la période 1972-2012, ils sont arrivés à la conclusion que la loi d'Okun n'est pas valable pour l'économie pakistanaise. Lozanoska et Dzambaska (2014) ont examiné la relation entre la croissance économique et le chômage pour l'économie macédonienne, pour la période 2005-2012, ont déclaré que la loi d'Okun n'est pas valide pour cette économie. Quant à Phiri (2014), il a examiné la relation entre la croissance économique et le chômage pour l'Afrique du Sud couvrant la période 2000-2013 en utilisant un modèle autorégressif non linéaire, et il a révélé un équilibre non linéaire. Dans la même mesure, Lounama(2019) a étudié la relation de la loi d'Okun pour l'économie congolaise, comme résultat d'estimation avec un modèle VECM, qu'à court terme il n'y a pas une corrélation entre la croissance économique et le chômage, qui signifie le PIB agit d'une manière positive sur l'emploi, par contre, à long terme la relation agit négativement.

Selon Khouri (2019), il propose une estimation avec le modèle VAR pour l'Algérie de 1991 à 2018. À long terme, il a estimé que la relation n'est pas acceptée. Ceci peut être justifié par le fait qu'en période de transition économique, les mécanismes de marchés peuvent ne pas fonctionner correctement ce qui engendre l'absence de relation à long terme. Même Latif et al. (2021) sous une étude en Pakistan entre 1972-2019, ils ont conclu comme résultat d'estimation de la loi d'Okun que le taux de chômage est considéré comme un facteur dépendant qui s'oppose à l'ajustement des autres facteurs informatifs utilisés dans le modèle comme la croissance économique et le taux de scolarisation et les dépenses publiques.

### **3. Méthodologie**

#### **3.1. Estimation économétrique**

Les différentes étapes de la modélisation sont présentées comme suit :

##### **3.1.1. Stationnarité**

Il est nécessaire de vérifier si les données sont stationnaires ou non, car il y a une possibilité de régression fallacieuse. Il existe de nombreuses façons de vérifier la stationnarité des données. L'approche standard d'une série temporelle est par le test de racine unitaire. Parmi les différents tests, le test ADF (Augmented Dickey-Fuller) qui est fortement utilisé (Adenutsi, 2010 ; Islam & Nasrin, 2015).

##### **3.1.2. Estimation du modèle**

Le modèle Auto-Régressive Distributed Lag – « ARDL », en français dite Le modèle Autorégressif à Retard échelonné ou distribué, a été développé par Pesaran et al.(2001). Il a pour but d'évaluer la relation entre les variables à court et à long terme, puisqu'il se caractérise par sa fluidité et sa facilité d'application.

Le modèle ARDL n'impose pas une stationnarité des variables dans le même niveau, sauf si:

- Toutes les variables sont stationnaires au Niveau I(0) ;

- Toutes les variables sont stationnaires en premier différence I(1) ;
- Des variables sont stationnaires en niveau I(0), et d'autres en premier différence I(1).

À noter que le modèle ARDL n'est pas applicable pour la stationnarité en deuxième différence I(2) (Pesaran et al.(2001)) et il se caractérise aussi par son utilité dans les séries temporelles courtes, et aussi pour faire des prévisions plus au moins fiables dans le court terme et le long terme.

L'équation économétrique d'Okun avec le ARDL s'écrit sous la forme suivante :

$$\Delta UN_t = a + \beta_1 \Delta UN_{t-1} + \beta_2 \Delta UN_{t-2} + \sum_{i=1}^n \gamma_1 \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_2 UN_{t-i} + \mu_t \quad (1)$$

Avec:

- $\Delta UN_t$  : Variation du taux de chômage
- $\Delta UN_{t-1}$  : La première différence de la variation du taux de chômage
- $Y_{t-i}$  : Le premier retard de l'Output Gap
- $\mu_t$  : Terme d'erreur.

Pour avoir l'Output Gap, on a filtré les séries du PIB réel avec le Hodrick–Prescott (Hp).

### 3.1.3. Cointégration

Le test de cointégration sert à détecter s'il y a une relation de long terme entre deux ou plusieurs variables du modèle en utilisant généralement le Bounds Testing

### 3.1.4. Robustesse du modèle

C'est la phase de validation statistique du modèle. Cette partie de la modélisation consiste à étudier notamment la Normalité (par le Jarque-Bera), l'Hétéroscédasticité (par le test de Breusch-Pagan-Godfrey) et l'Autocorrélation des erreurs (par le test Breusch-Godfrey).

## 3.2. Données :

Cette étude propose l'analyse de la relation entre la croissance économique et le chômage dans un cadre de données des séries temporelles, plus précisément, la validité de la loi d'Okun qui a été testée dans 7 pays, au Maroc, en Égypte, en Tunisie, en Espagne, en France, en Italie et en Afrique du Sud. Notre série chronologique était constituée des observations annuelles du PIB et du taux de chômage pour les 7 pays. La période qui a été examinée s'étend de 1991 à 2020. La source de nos données était la base de données de la Banque mondiale.

## 3.3. Modélisation de la loi d'Okun

Dans le cadre de cette étude, nous avons deux variables majeures « Output gap » et « la variation du taux de chômage » qui sont définies dans le tableau ci-dessous :

### 3.3.1. Définition des variables

Dans cette sous-section nous allons présenter la définition de chaque variable qui sera utilisée dans notre modèle de recherche.

**Tableau 1: Présentation des variables du modèle**

Variable	Définition	Acronyme	de
<i>Out put Gap</i>	L'écart de production est la différence entre la production réelle et la production potentielle de l'économie. Elle s'exprime généralement en pourcentage de la production potentielle - OCDE. Nous avons intégré le filtre HP à la série.	<b>OGA</b>	Output Gap de l'Afrique du Sud
		<b>OGEG</b>	Output Gap de l'Égypte
		<b>OGES</b>	Output Gap de l'Espagne
		<b>OGFR</b>	Output Gap de la France
		<b>OGIT</b>	Output Gap de l'Italie
		<b>OGMA</b>	Output Gap du Maroc
		<b>OGTU</b>	Output Gap de la Tunisie

<b>Variation du Taux Chômage</b>	Le taux de chômage est le pourcentage des personnes faisant partie de la population en âge légale et qui souhaite travailler et qui sont au chômage - OCDE. Nous avons utilisé la variation du taux de chômage	<b>TCM</b>	La variation du Taux de chômage de l' Afrique du Sud
		<b>TCT</b>	La variation du Taux de chômage de l' Égypte
		<b>TCEG</b>	La variation du Taux de chômage de l' Espagne
		<b>TCAF</b>	La variation du Taux de chômage de la France
		<b>TCFR</b>	La variation du Taux de chômage de l' Italie
		<b>TCI</b>	La variation du Taux de chômage du Maroc
		<b>TCES</b>	La variation du Taux de chômage de la Tunisie

*Source : Auteurs*

## 4. Résultat :

### 4.1. Test de corrélation

Le coefficient de corrélation permet d'étudier la liaison et la dépendance entre deux ou plusieurs variables.

Le tableau 2 présente les résultats en pourcentage de corrélation entre les variables du modèle. Nous constatons que le taux de chômage agit négativement sur la croissance économique.

**Tableau 2 :** Matrice de corrélation entre les variables d'output Gap et la différenciation du taux de chômage

	OGA	OGEG	OGES	OGFR	OGIT	OGMA	OGTU	TCAF	TCEG	TCES	TCFR	TCI	TCM	TCT
OGA	100%													
OGEG	25%	100%												
OGES	69%	35%	100%											
OGFR	74%	27%	91%	100%										
OGIT	68%	26%	93%	94%	100%									
OGMA	50%	-1%	43%	44%	36%	100%								
OGTU	60%	35%	70%	72%	63%	44%	100%							
TCAF	-31%	-34%	-11%	-11%	-6%	-16%	-30%	100%						
TCEG	-8%	-54%	-33%	-22%	-24%	-18%	-45%	18%	100%					
TCES	-28%	-12%	-59%	-51%	-59%	-4%	-12%	-12%	27%	100%				
TCFR	-31%	-32%	-46%	-37%	-45%	-2%	0%	18%	10%	66%	100%			
TCI	-5%	-31%	-39%	-21%	-35%	4%	0%	4%	23%	61%	49%	100%		
TCM	-51%	-20%	-53%	-50%	-45%	-44%	-44%	1%	11%	8%	6%	30%	100%	
TCT	-20%	-25%	-34%	-21%	-20%	-8%	-48%	5%	54%	27%	11%	-4%	2%	100%

*Source : Par nos soins – Sortie Eviews*

### 4.2. Stationnarité des variables

Avant d'estimer le modèle et de tester la cointégration entre les variables, il est important de vérifier le test de racine unitaire avec le test ADF (présenter dans la section 3.1.1) afin de s'assurer qu'aucune variable n'est intégrée.

**Tableau 3 :** Test de stationnarité - ADF

	Level		1 st		Décision	Modèle
	p- Value	T stat	p- Value	T stat		
OGA	0,8085	-1,493797	0,0021	-4,986736	I(1)	ARDL
OGEG	0,022	-4,005382	-	-	I(0)	
OGES	0,7603	-1,618968	0,0064	-2,830718	I(1)	ARDL
OGFR	0,0488	-1,963918	-	-	I(0)	
OGIT	0,0109	-2,610619	-	-	I(0)	ARDL
OGMA	0	-8,426913	-	-	I(0)	

<b>OGTU</b>	0,1147	-3,147691	0,0001	-6,189457	I(1)	<b>ARDL</b>
<b>TCM</b>	0,0045	-4,653261	-	-	I(0)	
<b>TCT</b>	0,0008	-5,363008	-	-	I(0)	<b>ARDL</b>
<b>TCEG</b>	0,0052	-4,585999	-	-	I(0)	
<b>TCAF</b>	0,0128	-4,203049	-	-	I(0)	<b>ARDL</b>
<b>TCFR</b>	0,0105	-4,289695	-	-	I(0)	
<b>TCI</b>	0,0436	-3,032085	-	-	I(0)	<b>ARDL</b>
<b>TCES</b>	0,0065	-2,820949	-	-	I(0)	

*Source : Par nos soins – Sortie Eviews*

Les variables sont toutes stationnaires. En effet, l’output Gap de l’Afrique du Sud, de la Tunisie et de l’Italie sont stationnaires en première différence, alors que les autres variables sont toutes stationnaires en niveau. Donc la décision prise pour le modèle le plus adéquat est le modèle **Autorégressif Distributed Lag – ARDL**.

### 4.3. Modélisation avec le ARDL :

Le tableau 4 présente les résultats d’estimation avec le modèle Autorégressif Distributed Lag – ARDL :

**Tableau 4:** Estimation des modèles par le ARDL

Pays	Variables		p-Value de Student	Caractéristique	
<b>Maroc</b>	TCM(-1)	-0.235391	0.2329	R-squared	0.407338
	OGMA	-0.18392	0.0004	Prob(F-statistic)	0.003985
	OGMA(-1)	-0.11310	0.0081		
	C	4.092323	0.0125		
<b>Tunisie</b>	TCT(-1)	-0.104033	0.6502	R-squared	0.414261
	D(OGTU)	-0.0449	0.0041	Prob(F-statistic)	0.043278
	D(OGTU(-1))	-0.0133	0.0398		
	D(OGTU(-2))	-0.8222	0.0435		
	D(OGTU(-3))	-0.3194	0.0796		
	C	-0.939058	0.5584		
<b>Egypte</b>	TCEG(-1)	-0.029628	0.8857	R-squared	0.513685
	OGEG	-0.7507	0.0041	Prob(F-statistic)	0.006489
	OGEG(-1)	0.5397	0.3405		
	OGEG(-2)	-0.98282	0.8289		
	OGEG(-3)	0.59572	0.1682		
	C	7.708997	0.3736		
<b>France</b>	TCFR(-1)	-0.439548	0.0478	R-squared	0.564347
	TCFR(-2)	0.167161	0.2820	Prob(F-statistic)	0.008300
	TCFR(-3)	0.312988	0.0542		
	TCFR(-4)	-0.207470	0.1645		
	OGFR	-0.26322	0.2707		
	OGFR(-1)	-0.7453	0.0009		
	C	7.944377	0.0024		
<b>Afrique du Sud</b>	TCAF(-1)	0.036314	0.8516	R-squared	0.227757
	OGA	-0.11595	0.6263	Prob(F-statistic)	0.086342
	OGA(-1)	-0.24964	0.0849		
	C	2.499162	0.0623		

<b>Espagne</b>	TCES(-1)	0.642719	0.0001	R-squared	0.532035
	D(OGES)	-0.9851	0.0013	Prob(F-statistic)	0.000052
	C	-0.680890	0.7720		
<b>Italie</b>	TCI(-1)	0.582496	0.0089	R-squared	0.564310
	OGIT	-0.47092	0.1502	Prob(F-statistic)	0.002305
	OGIT(-1)	-0.36068	0.6233		
	OGIT(-2)	0.9087	0.0558		
	OGIT(-3)	-0.6036	0.0126		
	C	0.564263	0.7371		

*Source : Par nos soins – Sortie Eviews*

Les modèles estimés ont tous un coefficient d'Okun négatif et statistiquement significatif, sauf pour la France et Italie qui ont une P-Value supérieure à 5%. En ce qui concerne la significativité conjointe du modèle, la statique de Fisher montre que seulement le modèle de l'Afrique du Sud n'est pas globalement et statistiquement significatif au degré de 5%.

Le Coefficient de détermination de tous les pays et moyennement bon. À savoir que les R<sup>2</sup> les plus forts sont celles de la France, Espagne Italie et Égypte et qui sont respectivement de 56%, 53%, 56% et 51%.

Une augmentation d'un pour cent en croissance économique va engendrer une baisse du taux de chômage.

#### 4.4. Test de relation de long terme

Pour tester la relation à long terme, il est opportun d'appliquer le test de cointégration par l'approche Bound Test présenté dans le tableau 5 ci-dessous :

**Tableau 5:** Test de cointégration par l'approche Bound test

Règle de décision			Pays	F-Stat	Décision
Asymptotic: n=1000			<b>Maroc</b>	15.74626	Acceptation de la cointégration a LT
			<b>Tunisie</b>	8.543540	Acceptation de la cointégration a LT
10%	3.02	3.51	<b>Égypte</b>	9.516021	Acceptation de la cointégration a LT
5%	3.62	4.16	<b>France</b>	12.29373	Acceptation de la cointégration a LT
2.5%	4.18	4.79	<b>Afrique du Sud</b>	8.571030	Acceptation de la cointégration a LT
1%	4.94	5.58	<b>Espagne</b>	8.108755	Acceptation de la cointégration a LT
			<b>Italie</b>	1.558788	<b>La non-acceptation de la cointégration</b>

*Source : Par nos soins – Sortie Eviews*

Pour que l'hypothèse de cointégration soit acceptée, il faut que la valeur du F-stat soit supérieure au F-critique.

Comme le tableau du Bound test montre, il y a une relation de cointégration du long terme pour l'ensemble des pays (le F-Stat est supérieur à 3.62 au degré de 5%), sauf pour l'Italie.

#### 4.5. Correction du modèle Italien :

Pour corriger le modèle Italien, il faut le ré-estimé par le modèle NARDL : Non-linear Autorégressive Distributed Lag.

**Tableau 6:** Estimation du modèle italien par le NARDL

Pays	Variables		p-Value de Student	Caractéristique	
Italie	TCI(-1)	0.346819	0.1137	R-squared	0.690100
	OGIT_POS	-0.4752	0.1149	Prob(F-statistic)	0.001325
	OGIT_POS(-1)	-00.90911	0.7400		
	OGIT_NEG	-0.46047	0.2816		
	OGIT_NEG(-1)	-0.6687	0.1845		

*Source :* Par nos soins – Sortie Eviews

**Tableau 7:** Test de cointégration par l'approche Bound test du modèle Italien

Règle de décision			Pays	F-Stat	Décision
Asymptotic: n=1000			Italie	3.113273	Acceptation de la cointégration à LT
10%	2.63	3.35			
5%	3.1	3.87			
2.5%	3.55	4.38			
1%	4.13	5			

*Source :* Par nos soins – Sortie Eviews

On remarque que le F-Stat est supérieur à la valeur de 5%, donc acceptation de la relation de cointégration, alors on peut dire que le modèle à une relation de long terme avec le NARDL.

#### 4.6. Robustesse et validité du modèle :

Afin de vérifier la validité de notre modèle, nous effectuons des tests de robustesse : Test de normalité des erreurs, test d'Hétéroscédasticité et le test d'Autocorrélation des erreurs.

##### 4.6.1. Test de normalité :

À partir du test de Jarque-Berra, on conclut que la probabilité est supérieure à 5% pour tous les pays sauf pour l'Afrique du Sud et l'Égypte. Donc les modèles de l'Italie, de l'Espagne, de la Tunisie, de la France et du Maroc suivent une loi normale.

**Tableau 8:** Test de Jarque-bera

Pays	Jarque Berra	Probability
Italie	0,45	0,79
Espagne	3,05	0,21
Afrique du Sud	12,33	0,002
Tunisie	64,24	0
Égypte	0,54	0,76
France	0,94	0,63
Maroc	0,8	0,66

*Source :* Par nos soins – Sortie Eviews

#### 4.7. Test d'hétéroscédasticité

Les probabilités du test de Breusch-Pagan-Godfrey sont toutes supérieures à 5%, donc on rejette l'hypothèse nulle d'hétéroscédasticité, alors les modèles sont homoscedastique.

**Tableau 9: Test de Breusch-Pagan-Godfrey**

Pays	Prob. Chi-Square
Italie	0.9193
Espagne	0.0535
Afrique du Sud	0.0802
Tunisie	0.1300
Égypte	0.8570
France	0.5821
Maroc	0.5986

*Source : Par nos soins – Sortie Eviews*

#### 4.7.1. Test d'Autocorrélation des résidus

Les probabilités du test de Breusch-Godfrey sont toutes supérieures à 5%, donc on rejette l'hypothèse nulle. Alors les résidus des modèles ne sont pas autocorrélés.

**Tableau 10: Test de Jarque-bera Breusch-Godfrey**

Pays	Prob. Chi-Square
Italie	0.6018
Espagne	0.9893
Afrique du Sud	0.3036
Tunisie	0.5645
Égypte	0.1366
France	0.3130
Maroc	0.6050

*Source : Par nos soins – Sortie Eviews*

## 5. Discussion des résultats :

Cet article a pour but de tester la relation entre la croissance économique et le chômage, plus précisément la loi d'Okun pour le Maroc, la Tunisie, l'Égypte, la France, L'Italie, l'Espagne et l'Afrique du Sud, couvrant la période de 1991 à 2020. Les résultats ont prouvé la validité de la loi d'Okun comme modèle linéaire pour l'ensemble des pays, sauf pour l'Italie qui suit un modèle non linéaire de ARDL dit NARDL. Les outputs ont prouvé la validité de la loi d'Okun, selon laquelle une variation du PIB entraîne une variation négative du taux de chômage. De plus, le modèle à une relation de long terme suivant l'approche de Bound Test.

Quant à la robustesse du modèle, on accepte l'ensemble des hypothèses à savoir que le modèle suit une loi normale (Jarque-bera), Homoscédastique (Breusch-Pagan-Godfrey), absence d'Autocorrélation (Breusch-Godfrey). Donc, les résultats ont confirmé l'existence d'une relation d'asymétrie. Une accélération de de la croissance économique de 1% agit avec un taux de de freinage du chômage en France de 0.74% (le plus élevé) suivie de la Tunisie avec 0.53% et en dernière place le Maroc avec un taux de 0.01%.

## 6. Conclusion

La loi d'Okun fait appel à la relation qui existe entre la croissance économique et le taux de chômage. A. Okun (1962) considère que le chômage comme une proportion décroissante du taux de croissance potentiel de l'économie.

Cet article a estimé le coefficient d'Okun dans l'économie du Maroc, France, Tunisie, Afrique du Sud et Égypte. Pour se faire, l'étude a utilisé les données de séries temporelles annuelles collectées - sources de WBD. Ledit coefficient de la loi d'Okun a été estimé en utilisant la version Gap et en utilisant le modèle (ARDL).

Les résultats empiriques révèlent l'existence de la loi d'Okun dans toutes ces économies et nous avons conclu qu'il y a un impact négatif et significatif de l'écart du PIB réel sur le taux de chômage à la fois à court et à long terme, avec une augmentation de 1% du PIB réel réduit le taux de chômage de 0.11% au Maroc, 0.01% en Tunisie, 0.53% en Égypte, 0.74% pour la France et 0.24% en Espagne.

En ce qui concerne l'Italie, le modèle suit une non-linéarité puisqu'il est estimé avec le modèle NARDL avec un coefficient d'Okun négatif.

Ces résultats sont soutenus par Okun (1962), Ting et Ling (2011), et Abu (2017), Harris et Silverstone (2001), et ils sont incompatibles avec les résultats Lee (2000) et Driouche (2013).

L'une des plus importantes lacunes et limites de cette étude est le manque de statistiques sur le chômage, nous avons dû nous baser sur la période 1991-2020, ce qui est considéré comme une faible série, en plus de notre incapacité à émettre la différence et la version dynamique et la version simple, ce qui était possible d'obtenir de meilleurs résultats. Par conséquent, nous pouvons ouvrir l'avenir de cette recherche à travers l'étude de la loi d'Okun selon une autre vision d'économétrie spatiale.

## Références :

- (1) Aghion, P. ve Howitt, P. (1990). A Model of Growth Through Creative Destruction.
- (2) Akram, M., Hussain, S., Hasan Raza, S., & Masood, S. (2014). An Empirical Estimation of Okun'S Law in Context of Pakistan. *Journal of Finance and Economics*, 2(5), 173-177.
- (3) Alogoskoufis, G. S., Manning, A., Calmfors, L., & Danthine, J.-P. (1988). On the Persistence of Unemployment. *Economic Policy*, 3(7), 427.
- (4) Apergis, N., & Rezitis, A. (2003). An examination of Okun's law: Evidence from regional areas in Greece. *Applied Economics*, 35(10), 1147-1151.
- (5) Attfield, C. L. F., & Silverstone, B. (1998). Okun's law, cointegration and gap variables. *Journal of Macroeconomics*, 20(3), 625-637.
- (6) Bameto, H., & Howland, F. (2017). There Are Two Okun's Law Relationshi Pt Between Ouput and Unemplolmtent. *European Economic Reaiew*, May.
- (7) Dritsaki, C., & Dritsakis, N. (2009). Okun's Coefficient for Four Mediterranean Member Countries of EU: An Empirical Study. *International Journal of Business and Management*, 4(5), 18-26.
- (8) Faber, N. R., Peters, K., Maruster, L., Van Haren, R., & Jorna, R. (2010). Sense making of (Social) sustainability: A behavioral and knowledge approach. *International Studies of Management and Organiz*
- (9) Harris, R., & Silverstone, B. (2001). Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison. *Economics bulletin*, 5(2), 1-13.
- (10) Holmes, M. J., & Silverstone, B. (2006). Okun's law, asymmetries and jobless recoveries in the United States: A Markov-switching approach. *Economics Letters*, 92(2), 293-299.
- (11) Kitov, I. (2012). Okun's Law Revisited: Is There Structural Unemployment in Developed Countries? *SSRN Electronic Journal*, 40, 1-11.
- (12) Ming, T. S., Ling, T. S., & Jaafar, N. M. (2011). Attitudes and motivation of Malaysian secondary students towards learning English as a second language: A case study. *3L: Language, Linguistics, Literature*, 17(1).
- (13) Moosa, I. A. (1997). A Cross-Country Comparison of Okun's Coefficient 1 The term Okun's law refers to the empirical regularity that seems to hold between the output and unemployment gaps, or between cyc.
- (14) Moosa, I. A. (1999). Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's coefficient; A structural time series approach. *International Review of Economics and Finance*, 8(3), 293-304.

- (15) Palley, T. I. (1993). Okun's Law and the asymmetric and changing cyclical behaviour of the USA economy. *International Review of Applied Economics*, 7(2), 144-162.
- (16) Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- (17) Phiri, A. (2014). Re-evaluating Okun's law in South Africa: A nonlinear co-integration approach.
- (18) Soylu, Ö. B., Çakmak, İ., & Okur, F. (2018). Economic growth and unemployment issue: Panel data analysis in Eastern European Countries. *Journal of International Studies*, 11(1), 93-107.
- (19) Villaverde, J., & Maza, A. (2009). The robustness of Okun's law in Spain, 1980-2004. Regional evidence. *Journal of Policy Modeling*, 31(2), 289-297.
- (20) Virén, M. (2001). The Okun curve is non-linear. *Economics Letters*, 70(2), 253-257.
- (21) Weber, C. E. (1995). Cyclical and Output, Cyclical Unemployment, a New Approach. *Journal of Applied Econometrics*, 10(4), 433-445.